

مطالعه تاثیر تمرکز سرمایه بر رابطه بین هزینه های نمایندگی و عملکرد مالی در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

علی مالک^۱، ایوب یغمائی علیشاه^۲

^۱ گروه علوم انسانی، واحد شبستر، دانشگاه آزاد اسلامی، شبستر، ایران

^۲ گروه علوم انسانی، واحد شبستر، دانشگاه آزاد اسلامی، شبستر، ایران

نام نویسنده مسئول:

ایوب یغمائی علیشاه

چکیده

سهامداران بلوکی (تمرکز سرمایه) با توجه به کارکردهای نظارتی خود می توانند منجر به کاهش مشکلات نمایندگی میان مالک و مدیر می شوند چراکه با تمرکز سهام در دست یک یا تعداد اندکی از مالکان، هزینه های معاملاتی و مشکلات مربوط به جمع آوری اطلاعات پیدا کرده و با توجه به صرفه جویی ناشی از مقیاس، سهامداران بلوکی قادر خواهند بود ظرفیت های نظارتی خود را توسعه دهند. از این رو هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر تمرکز سرمایه بر رابطه بین هزینه های نمایندگی و عملکرد مالی می باشد که تعداد ۱۵۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سالهای ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفتند. از الگوی داده های پانل با اثرات ثابت برای برازش رگرسیون استفاده شد. نتایج نهایی نشان داد که عملکرد مالی دارای تاثیر مستقیم و معناداری بر هزینه های نمایندگی است که وجود مالکیت عمده باعث کاهش هزینه های نمایندگی می شود.

واژگان کلیدی: تمرکز سرمایه، عملکرد مالی، هزینه های نمایندگی

مقدمه

پس از آغاز انقلاب صنعتی در قرن نوزدهم و با توسعه شرکتهای سهامی، انبوه سرمایه‌گذارانی به وجود آمدند، که در اداره واحدهای اقتصادی مورد مشارکت خود نقش مستقیمی نداشتند و تنها از طریق انتخاب هیات مدیره و نظارت بر آنها، بر اداره واحد اقتصادی خود، همت می‌گمارند. حاصل این فرآیند تفکیک مالکیت از مدیریت شرکتهای بود. جدایی مالکیت از مدیریت منجر به پیدایش تئوری نمایندگی شد. این تئوری مربوط به مواردی است، که یک نفر مسئولیت تصمیم‌گیری در خصوص توزیع منابع مالی و یا اقتصادی یا انجام خدمتی را، طی قرارداد مشخصی، به شخص دیگر واگذار می‌نماید. با جدا شدن مالکیت و مدیریت در شرکتهای سهامی، این امکان بالقوه وجود دارد، که مدیران تصمیماتی را اتخاذ نمایند، که در جهت منافع آنان و در جهت عکس منافع سهامداران باشد. این امکان وجود دارد، که بین مدیران و مالکان عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد و سهامداران نتوانند اعمال و فعالیت‌های مدیران را به طور مستمر مشاهده نمایند (ولی پور و خرم، ۱۳۹۰).

رابطه نمایندگی عبارت است از نوعی قرارداد که طبق آن یک یا چند نفر (مالک یا مالکین) شخص دیگری (نماینده یا مدیر) را مأمور بر اجرای عملیاتی می‌کنند و در این راستا اختیار اتخاذ برخی تصمیمات را نیز به وی تفویض می‌نماید (جنسن، ۱۹۸۶). هدف سهامداران (به عنوان مالک) استفاده بهینه و مطلوب از منابع کمیاب است که در اختیار مدیران قرار داده اند. سهامداران تمایل دارند این منابع را در جایی سرمایه‌گذاری نمایند که بیشترین بازده را برای آنان به ارمغان بیاورد. بنابراین، گزینه‌هایی را انتخاب می‌کنند که منافع بیشتری را برای آنان به همراه داشته باشد. همچنین، سهامداران نیاز دارند از عملکرد نمایندگان خود مطلع باشند تا به مقایسه پرداخته و در زمینه تداوم یا قطع سرمایه‌گذاری در آن واحد تصمیم‌گیری نمایند. سهامداران با انتخاب معیار مناسب ارزیابی عملکرد، علاوه بر اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بهتر، می‌توانند با جهت بخشی به منافع مدیران در راستای منافع خود، بهتر و سریع‌تر به اهداف مدنظر خویش دست یابند (احمدپور، همکاران، ۱۳۸۵). معیارهایی که در این ارزیابی مورد توجه قرار می‌گیرند هم از دیدگاه سهامداران و هم از دیدگاه گروه مدیریت حائز اهمیت است. سهامداران و سرمایه‌گذاران ارزیابی عملکرد شرکتهای را به منظور شناسایی فرصت‌های مطلوب سرمایه‌گذاری مدنظر قرار می‌دهند و آنچه برای آنها اهمیت دارد، عملکرد مطلوبی است که نتیجه آن افزایش ارزش شرکت و متعاقب آن افزایش ثروت سهامداران باشد. همچنین، مدیران به سازوکارهایی که عملکردشان مورد قضاوت قرار می‌گیرد، توجه دارند. زیرا، آنها به دنبال اطلاعاتی درباره حساسیت یا مجازات، نسبت به عملکرد هستند. بازار نیروی کار نیز فشارهای مستقیم زیادی بر شرکت‌ها وارد می‌کند تا مدیران را براساس عملکردشان طبقه‌بندی نماید. مدیران نیز این امر را تشخیص می‌دهند که بازار کار مدیریت عملکرد آنها را مورد بررسی قرار می‌دهد تا مشخص شود مدیران تا چه حدی توانسته‌اند در افزایش ثروت سهامداران نقش داشته باشند. از طرفی، ممکن است مدیریت برای تثبیت موقعیت خود، تا حدی تلاش کند که وضعیت را به صورت مطلوب حفظ نماید، با این حال، چنین تلاشی الزاماً در جهت دستیابی به بهترین وضعیت نیست. زیرا، مدیریت ممکن است از ریسک‌های قابل قبول اجتناب ورزد و در جهت حداکثر کردن منافع سهامداران حرکت نکند. اما در نهایت توجه به این امر ضروری است که سهامداران با انتخاب معیارهای مناسب ارزیابی عملکرد که در نهایت مبنای پاداش مدیران قرار می‌گیرد، علاوه بر اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بهتر، می‌توانند با جهت بخشی به منافع مدیران در راستای منافع خود، بهتر و سریع‌تر به اهدافشان دست یابند (محمودی، ۱۳۹۰). از این رو هدف اصلی این مطالعه تبیین اثر تمرکز سرمایه بر رابطه بین هزینه‌های نمایندگی و عملکرد مالی در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می‌باشد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

از دیدگاه اقتصادی با فرض منطقی بودن رفتار افراد، فرض بر این است که همه در وهله اول به دنبال حداکثر کردن منافع خویش هستند. مدیران نیز از این قاعده مستثنی نمی‌باشند. مدیران علاقمندند در راستای حداکثر کردن منافع شخصی، رفاه اجتماعی و تثبیت موقعیت شغلی خود، تصویر مطلوبی از وضعیت مالی واحد تجاری به سهامداران و سایر افراد ذینفع ارائه نمایند. لیکن در برخی موارد الزاماً افزایش ثروت مدیران در راستای افزایش ثروت سایر گروه‌ها از جمله سهامداران نیست. این امر عدم همسویی میان منافع مدیران و سایر گروه‌های ذینفع در واحد تجاری را نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن تئوری تضاد منافع میان مدیران و مالکان، مدیران واحدهای تجاری از انگیزه‌های لازم برای حداکثر کردن منافع خود برخوردار می‌باشند. با توجه به تئوری تضاد منافع بین مدیران و مالکان، ممکن است، برخی مدیران بخواهند که جریان‌های وجوه نقد آزاد را در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی سرمایه‌گذاری کنند، تا در کوتاه مدت برخی از منافع شخصی خود را تأمین نمایند، اما از سوی دیگر، با افزایش اهرم مالی می‌توان جریان‌های نقد آزاد شده را کاهش داد، و این امر امکان سرمایه‌گذاری چنین وجوهی را در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی کاهش می‌دهد، در واقع می‌توان با تغییر در ساختار سرمایه، هزینه‌های نمایندگی را کنترل کرد. براساس ادبیات تئوری نمایندگی، استفاده‌ی بیشتر از بدهی در ساختار سرمایه‌ی شرکت، به عنوان یکی از راه‌های

کاهش هزینه های نمایندگی معرفی می شود، چرا که استفاده ی بیشتر از بدهی ها در ساختار سرمایه شرکت موجب کاهش نیاز به تامین مالی از طریق حقوق صاحبان سهام می گردد، و این مسئله باعث کاهش تعارضات و تضاد منافع بین مدیران و سهامداران می گردد. در متون اقتصادی از ساختار سرمایه به عنوان موثرترین پارامتر در ارزشگذاری شرکت ها در بازارهای سرمایه یاد می شود. محیط متحول و متغیر کنونی، درجه بندی شرکتها را از لحاظ اعتباری نیز تا حدودی به ساختار سرمایه آنان منوط ساخت هاست. این امر برنامه ریزی استراتژیک آنان را به انتخاب منابع موثر بر هدف "حداکثر سازی ثروت سهامداران" نزدیک کرده است.

بنابراین عوامل و متغیرهای مؤثر بر ساختار سرمایه می تواند سودآوری و کارایی شرکتها را در پوشش هدف مذکور در قالب تئورین ماین دگیو رعایت تئوری سلسله مراتب تحت تأثیر قرار دهد روشن است که موج تصمیم گیری مدیران مالی در زمینه رعایت اصل تطابق در هنگام تأمین منابع مالی، رهیافتی معین در تعدیل تصمیمات مذکور با توجه به مقتضیات محیط اقتصادی محسوب می شود و مدلی مناسب برای رونق و اثر بخشی روزافزون تفکر حاکم بر عملکرد شرکتها شمرده می شود (سینایی و رضائیان، ۱۳۸۶).

وانگ (۲۰۱۰)، در پژوهش خود ابتدا به آزمون تجربی ارتباط بین جریان های نقدی آزاد و هزینه های نمایندگی پرداخت و سپس، تاثیر هر دو را بر عملکرد شرکتها تایوانی مورد بررسی قرار داد. با در نظر گرفتن گردش کل دارایی ها و نسبت هزینه های عملیاتی به فروش، به عنوان معیاری مناسب هزینه های نمایندگی و به استثنای سایر متغیرها، پژوهش وی به شواهدی مبنی بر تایید نظریه نمایندگی دست یافت؛ بدین معنا که هزینه های نمایندگی دارای تاثیر منفی و معنادار بر عملکرد عملیاتی و بازده سهام شرکت است. در مقابل، نتایج پژوهش نشان داد که بین جریان های نقدی آزاد و معیارهای عملکرد شرکت رابطه مثبت و معنادار وجود دارد؛ که این خود به معنی نبود شواهد کافی در تایید فرض جریان نقدی آزاد است.

تاسیا و گو^۱ (۲۰۰۷) در تحقیقی، ارتباط بین مالکیت نهادی و عملکرد شرکت را مورد بررسی قرار دادند. مالکیت نهادی برابر درصد سهام نگهداری شده توسط شرکت های دولتی از کل سهام سرمایه می باشد. آنها نشان دادند که سرمایه گذاران نهادی ممکن است به سرمایه گذاران کمک کنند تا مسائل نمایندگی حاصله از تفکیک مدیریت و مالکیت را کاهش دهند.

مک کونانی و همکاران^۲ (۲۰۰۱) در پژوهش خود عملکرد، ریسک و ارزش شرکت های خانوادگی را با استفاده از چارچوب تئوری نمایندگی و تاثیر مالکیت خانوادگی بر روی این پارامترها بررسی کردند. طبق تعریف آنها، شرکتهایی خانوادگی محسوب می شوند که هیئت مدیره آنها از اعضای یک خانواده باشد. نتایج این پژوهش نشان داد که در شرکت های خانوادگی، ارزش بازار سرمایه نسبت به ارزش دفتری و نسبت های عملیاتی بیشتر از شرکت های غیر خانوادگی است. همچنین شرکت های خانوادگی دارای بدهی و ریسک کمتری هستند.

تقوی و همکاران (۱۳۸۹)، به تبیین رابطه هزینه های نمایندگی و ارزش شرکت با مدیریت سود پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فرصت طلبانه می باشد و نه سودمند. افزون بر آن، نتایج پژوهش بیانگر وجود رابطه منفی و معنادار بین هزینه های نمایندگی و ارزش شرکت بود.

نوروش و همکاران (۱۳۸۸) در تحقیقی با بررسی رابطه سازوکارهای نظام راهبردی شرکت و هزینه نمایندگی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، هزینه نمایندگی را به عنوان تابعی از تعامل فرصت های رشد و جریان های نقد تعریف کرده اند، یافته های تحقیق آنها نشان دهنده وجود رابطه مثبت و معناداری بین لگاریتم طبیعی فروش و هزینه نمایندگی می باشد. نتایج بدست آمده از این تحقیق حاکی از موثر بودن افزایش سازو کارهای نظام راهبردی شرکت بر کاهش هزینه نمایندگی و در نتیجه افزایش ارزش شرکت می باشد.

نمازی و کرمانی (۱۳۸۷) به بررسی تاثیر مالکیت بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و دریافتند بین مالکیت نهادی و عملکرد شرکت، رابطه منفی و معنادار وجود دارد، همچنین بین مالکیت خصوصی و عملکرد نیز رابطه معناداری مشاهده شد، ولی نوع این رابطه را نمی توان تعیین کرد.

گرمرودی لطف آبادی (۱۳۸۴) در تحقیق خود بررسی تاثیر هزینه نمایندگی بر سیاست تقسیم سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد مطالعه قرار داده و نتایج تحقیق نشان می دهد که تعداد سهامداران عادی، دارایی های وثیقه و جریان نقدی آزاد به صورت مثبت با نسبت سود سهام تقسیمی رابطه دارند.

در راستای دستیابی به هدف پژوهش و با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح شده، فرضیه پژوهش این گونه تدوین شده است:

فرضیه اول: بین عملکرد مالی و هزینه نمایندگی رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: تمرکز سرمایه بر رابطه بین عملکرد مالی و هزینه نمایندگی اثرگذار است.

¹ Tasia and Goh

² Mcconaughey, et.al

روش پژوهش

پس از اجرای مرحله تحقیق کتابخانه‌ای و میدانی، کلیه اطلاعات موردنیاز شرکت‌ها از طریق بانک‌های اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزارهای کدال و ره‌آورد نوین و سامانه معاملاتی بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. (به منظور بررسی صحت داده‌ها، تطابق بین داده‌های نرم‌افزار و صورت‌های مالی انجام گرفت.) داده‌های جمع‌آوری شده با استفاده از نرم‌افزار Excel آماده و سپس با استفاده از نرم‌افزار STATA نسخه ۱۴ نهایی انجام گرفته است.

مدل ریاضی و متغیرهای پژوهش

$$\text{Agency}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{ROA}_{it} + \beta_2 (\text{Capital co}_{it} * \text{ROA}_{it}) + \beta_3 \text{ROE}_{it} + \beta_4 \text{DEBT}_{it} + \beta_5 \text{Growth Opp}_{it-1} + \beta_6 \text{Past Growth}_{it-1} + \beta_7 \text{Size}_{it} + \epsilon_{it}$$

متغیر تعدیل گر:

تمرکز سرمایه

سرمایه شرکت که توسط سهامدارن بزرگ دارای بیش از ۵ درصد سهام در دست آن‌هاست.

متغیر وابسته:

هزینه نمایندگی

هزینه‌های نمایندگی میبایست، برای اندازه‌گیری این متغیر از نسبت‌های کارایی استفاده شده است. این نسبت عبارت است از: نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش سالانه که معیاری از افراط‌گرایی مدیریت در انجام مخارج اختیاری است و از تقسیم هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص بدست می‌آید (تروانگ، ۲۰۰۶).

متغیر مستقل:

عملکرد مالی

در این پژوهش از طریق بازده (ROA) که برابر است با تقسیم سود خالص به مجموع دارایی‌ها محاسبه گردید.

متغیر کنترلی:

سودآوری^۳: که براساس نسبت سود خالص (پس از کسر مالیات) به حقوق صاحبان سهام به دست خواهد آمد.

بدهی^۴: که براساس نسبت بدهی بلند مدت به کل دارایی‌ها به دست خواهد آمد.

فرصت‌های رشد^۵: که براساس رابطه‌ی زیر به دست خواهد آمد:

کل دارایی‌ها ÷ (ارزش دفتری حقوق صاحبان سرمایه - ارزش دفتری کل بدهی‌ها + ارزش اسمی کل سرمایه) رشد در سال گذشته^۶:

درآمد حاصل از فروش سال جاری ÷ (درآمد حاصل از فروش سال گذشته - درآمد حاصل از فروش سال جاری)

اندازه شرکت^۷: که براساس لگاریتم کل دارایی‌ها یا لگاریتم درآمد فروش به دست خواهد آمد.

جامعه و نمونه آماری

قلمرو مکانی این پژوهش کلیه شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ آن‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. روش نمونه‌برداری در این پژوهش مبتنی بر روش غربالی (حذف براساس محدودیت‌های مطرح شده در

³ Profitability(ROE)

⁴ DEBT

⁵ Growth Opportunities(GROWTH OPP)

⁶ PAST GROWTH

⁷ Firm Size(SIZE)

تحقیق) است. بدین ترتیب شرکت های جامعه آماری که شرایط زیر را دارا بودند به عنوان نمونه آماری انتخاب و مابقی حذف شده اند. نمونه انتخابی شامل شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در صنعت دارو است که شرایط زیر را دارند:

۱. شرکت هایی که سال مالی آن ها منتهی به پایان اسفند ماه باشند.
۲. شرکت هایی که دارای توقف معاملاتی بیش از سه ماه نباشند.
۳. شرکت هایی که معاملات آنها در بورس اوراق بهادار دارای تداوم باشد و حذف نشده باشند.
۴. تاریخ پذیرش شرکت ها در بورس اوراق بهادار تهران قبل از سال مالی ۱۳۸۹ باشد.
۵. بین سالهای ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ تغییر سال مالی نداشته باشند.
۶. اطلاعات مالی مورد نیاز برای انجام این پژوهش را در دوره زمانی مورد بررسی به طور کامل ارائه کرده باشند.

یافته های پژوهش

در این قسمت ابتدا یافته های توصیفی و سپس یافته های استنباطی ارائه شده است.

یافته های توصیفی

ابتدا جهت تحلیل داده ها، آماره های توصیفی داده های تحت مطالعه محاسبه می گردد. جدول (۱)، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می دهد که بیانگر مقدار پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزا می باشد.

جدول ۱، آمار توصیفی مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام

نام متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
Agency	۱۰۵۷	۰.۱۰۸	۰.۱۶۵۸	-۱.۴۶	۱.۲۳۳
ROA	۱۰۵۷	۰.۱۳۳۴	۰.۱۲۱۰	-۰.۲۸۹۰	۰.۷۲۶۰
Capital co	۱۰۵۷	۰.۷۳۳۳	۰.۲۵۸۹	۰.۰۶۹	۰.۹۹۹۹
ROE	۱۰۵۷	۰.۹۶۲۸	۰.۱۳۵۱	-۱.۶۱	۱۱.۶۶
DEBT	۱۰۵۷	۰.۵۷۲۱	۰.۱۸۱۸	۰.۰۱۲۷	۰.۹۶۴۷
Growth Opp	۱۰۵۷	۸.۰۲۱	۴۸.۸۰	-۷۱۳.۱۶	۱۰۴۹.۶۷۷
Past Growth	۱۰۵۷	-۰.۱۹۰	۱۴.۴۴	-۱.۴۷	۴۶۶.۱۸۱۸
SIZE	۱۰۵۷	۱۴۰.۲	۱.۵۷۹	۱۰.۰۳۱	۱۹.۱۰۶

اصلی ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر عملکرد مالی برابر با (۰/۱۳۳۴) می باشد که نشان می دهد بیشتر داده ها حول این نقطه تمرکز یافته اند. یا به عبارت دیگر عملکرد مالی اکثر شرکت های مورد بررسی نزدیک به ۱۳ درصد می باشد. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن ها نسبت به میانگین است. از مهم ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر فرصت های رشد برابر با ۴۸.۸۰ برای عملکرد مالی برابر با ۱۲۱۰ می باشد که نشان می دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمترین و بیشترین مقدار نیز کمینه و بیشینه را در هر متغیر نشان می دهد برای مثال اندازه شرکت که از طریق لگاریتم طبیعی دارایی ها حساب شده است دارای بیشترین مقدار ۱۹.۱۰۶ است که مربوط به شرکت فولاد مبارکه اصفهان در سال ۱۳۸۹ است که با داشتن ۱۹۸.۴۷۹.۳۴۹ میلیون ریال دارایی، بزرگترین شرکت در بین شرکت های مورد بررسی می باشد.

آزمون فرضیه های پژوهش (یافته های استنباطی)

در این قسمت به تحلیل داده ها با استفاده از آمار استنباطی پرداخته می شود. در این قسمت تحلیل داده ها با استفاده از روش داده های ترکیبی و با رویکرد پنل دیتا صورت می گیرد. ابتدا متغیرها از نظر نرمال بودن مورد بررسی قرار می گیرند. سپس با استفاده از آزمون چاو آزمون می شود که آیا باید از پانل با اثرات استفاده کرد یا بدون اثرات و برای آزمون روش پانل و اینکه از روش اثرات ثابت استفاده شود و یا از آزمون اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده خواهد شد. در نهایت پس از برآورد مدل بررسی می شود که آیا در مدل برآورد ناهمسانی

واریانس و خودهمبستگی سریالی در بین جملات اخلاص وجود دارد یا خیر؟ در صورت وجود این مشکل باید در تخمین نهایی، مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی رفع گردد.

آزمون تشخیص توزیع نرمال

نرمال بودن متغیرها (به خصوص متغیر وابسته در مدل های رگرسیونی)، شرط اولیه انجام کلیه آزمون های پارامتریک می باشد. به منظور بررسی نرمال بودن متغیرهای پژوهش از آزمون شاپیرو فرانسیا استفاده شده است. در این آزمون هرگاه سطح معنی داری کمتر از ۰.۵٪ باشد ($Sig < 0.05$)، فرض صفر در سطح اطمینان ۰.۹۵ رد می شود.

مفروضات آزمون به قرار زیر می باشد:

H₀: توزیع داده ها نرمال است.

H₁: توزیع داده ها نرمال نیست.

نتایج آزمون تشخیص توزیع نرمال در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول شماره ۲، نتایج آزمون شاپیرو فرانسیا

نام متغیر	معناداری جاکوبرا	نتیجه
Agency	۰,۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
ROA	۰,۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
Capital co	۰,۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
ROE	۰,۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
DEBT	۰,۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
Growth Opp	۰,۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
Past Growth	۰,۰۰۰	توزیع نرمال دارد
SIZE	۰,۰۰۰	توزیع نرمال ندارد

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول شماره ۲، سطح معنی داری طبق آزمون تشخیص توزیع نرمال متغیرها کمتر از ۰.۵ درصد می باشد، لذا داده ها از توزیع نرمال برخوردار نیستند. از آنجائیکه نرمال بودن متغیر وابسته منجر به نرمال شدن خطاهای باقی مانده در هر مدل می گردد از این رو از تبدیلات جانسون برای نرمال سازی متغیر وابسته استفاده شده است.

جدول ۳، نتایج آزمون تبدیلات جانسون برای متغیرهای وابسته

نام متغیر	نرمال سازی قبل از تبدیلات	نرمال سازی پس از تبدیلات	نتیجه
Agency	۰,۰۰۵	۰,۷۹۰	توزیع نرمال دارد

با توجه به جدول شماره ۳، مشاهده می شود که سطح معنی داری متغیرهای وابسته قبل از انجام آزمون تبدیلات جانسون برابر با ۰.۰۰۵٪ می باشد که کمتر از ۰.۵ درصد بوده و بیانگر نرمال نبودن متغیر وابسته قبل از عملیات نرمال سازی جانسون می باشد. در صورتیکه سطح معنی داری متغیر پس از انجام آزمون تبدیلات جانسون برابر با ۰.۲۷۹۰٪ می باشد که بیش از ۰.۵ درصد بوده و بیانگر نرمال بودن توزیع متغیر وابسته پس از عملیات نرمال سازی جانسون می باشد.

۳-۳-۴ آزمون F لیمر (چاو) و آزمون هاسمن^۸

به منظور تخمین مدل های پژوهش از تکنیک داده های تلفیقی استفاده شده است. ضرورت استفاده از این تکنیک که داده های سری زمانی و مقطعی را با هم ترکیب می کند، بیشتر به خاطر افزایش تعداد مشاهدات، بالا بردن درجه آزادی، کاهش ناهمسانی واریانس و کاهش هم خطی بین متغیرها است. لذا تخمین مدل ها با استفاده از داده های ترکیبی و برای همه شرکت های نمونه در طی سال های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵

⁸ Limmer & Hausman

انجام می گیرد. آنگاه بر اساس تخمین های به دست آمده و به کمک آزمون های آماری F و t احتمال محاسبه شده (p -value) و ضریب تعیین به قضاوت و ارزیابی در مورد هر یک از فرضیه های پژوهش پرداخته می شود. سوالی که اغلب در مطالعات کاربردی مطرح می شود، این است که آیا شواهدی دال بر قابلیت ادغام شدن داده ها وجود دارد یا اینکه مدل برای تمام واحدهای مقطعی متفاوت است. لذا باید ابتدا بررسی شود که آیا بین مقاطع، ناهمگنی یا تفاوت های فردی وجود دارد یا خیر؟ در صورت وجود ناهمگنی از روش داده های تابلویی و در غیر این صورت، از روش داده های تلفیقی با رویکرد حداقل مربعات معمولی^۹ (OLS) برای تخمین مدل استفاده می گردد.

برای این منظور، از آزمون لیمر (چاو) استفاده می شود که آزمون فرضیه ها به صورت زیر تنظیم می شود:

H_0 : یکسان بودن عرض از مبدا (داده های تلفیقی)

H_1 : ناهمسانی عرض از مبدا (داده های تابلویی)

بعد از انجام آزمون F لیمر (چاو) و انتخاب مدل اثرات ثابت مقطعی برای انتخاب روش آزمون داده ها از بین دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می شود. بعد از این که مشخص شد ناهمگنی در مقاطع وجود دارد و تفاوت های فردی قابل لحاظ کردن است به منظور اینکه مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسب تر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می شود. در آزمون هاسمن، فرضیه صفر به معنی این است که ارتباطی بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبدا و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آن ها از یکدیگر مستقل هستند در حالی که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلال مورد نظر و متغیرهای توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می شویم. بنابراین بهتر است در صورت پذیرفته شدن فرض H_1 از روش اثرات ثابت استفاده کنیم. تحت فرضیه H_0 ، اثرات ثابت و اثرات تصادفی هر دوسازگار هستند ولی روش اثرات ثابت ناکارا است. فرضیه آزمون هاسمن به صورت زیر خواهد بود:

اثرات تصادفی: H_0

اثرات ثابت: H_1

نتایج آزمون F لیمر (چاو) برای فرضیه ی پژوهش در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول ۴، نتایج آزمون اف لیمر و هاسمن

نام مدل	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
فرضیه پژوهش	۲,۶۶	۰,۰۰۰	داده های تابلویی (پانل دیتا)
آزمون هاسمن			
نام مدل	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
فرضیه پژوهش	۱۱۵,۸۹	۰,۰۰۰	اثرات ثابت

با توجه به جدول ۴، چون سطح معناداری آزمون اف لیمر در مدل ها کمتر از ۵ درصد است از این رو الگوی داده های تابلویی مورد پذیرش قرار می گیرد. نتیجه آزمون هاسمن نیز بیانگر پذیرش اثرات ثابت می باشد.

۴-۳-۴ آزمون ناهمسانی واریانس مدل های پژوهش

اگر خطای رگرسیون ناهمسان باشند اما محقق بدون در نظر گرفتن این موضوع به فرایند برآورد و استنباط ادامه دهد، چه اتفاقی خواهد افتاد؟ در این حالت، هر چند برآورد گرهای OLS هنوز هم ضرایب برآوردی را بدون تورش ارائه می کنند ولی آن ضرایب دیگر حدائل واریانس را نخواهند داشت. نتیجه این خواهد بود که اگر OLS در صورت وجود ناهمسانی به کار رود، انحراف معیار می تواند اشتباه باشد و بنا براین هر گونه استنباطی که صورت گرفته می تواند گمراه کننده باشد. به عبارت دیگر، وقتی خطاها ناهمسان باشند، انحراف معیار عرض از مبدا بسیار بزرگ می شود. انحراف معیار ضرایب شیب نیز به شکل ناهمسانی بستگی دارد. برای مثال اگر واریانس خطاها به شکل مثبتی با مجذور یک متغیر توضیحی در ارتباط باشد، انحراف معیار ضریب آن متغیر، بسیار بزرگ خواهد بود.

فرض های آماری این آزمون به شرح ذیل است.

^۹ Ordinary Least Squares

H0: ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

H1: ناهمسانی واریانس وجود دارد.

جدول ۵، نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل های پژوهش	آماره آزمون	سطح معنی داری
فرضیه پژوهش	۱۴۴۴۵	۰,۰۰۰

نتایج حاصل در جدول ۵ نشان می دهد که سطح معنی داری آزمون کمتر از ۵ درصد می باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاقی می باشد. لازم به توضیح است که این مشکل در تخمین نهایی مدلها رفع گردیده (با روش وزن دهی به داده ها از طریق دستور gls) است.

۴-۳-۵ آزمون خود همبستگی سریالی

یکی از مفروضاتی که در رگرسیون مدنظر قرار می گیرد، استقلال خطاها (تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش بینی شده توسط معادله رگرسیون) از یکدیگر است. در صورتی که فرضیه استقلال خطاها رد شود و خطاها با یکدیگر همبستگی داشته باشند امکان استفاده از رگرسیون وجود ندارد. در رویکرد پل دیتا به منظور بررسی استقلال خطاها از یکدیگر از آزمون والد ریچ و در رویکرد داده های تلفیقی از بریوش گودفری استفاده می شود. با توجه به نتیجه این آزمون، اگر سطح معنی داری بیش تر از ۵٪ باشد، بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی در بین جملات اخلاقی می باشد (دیوید دروکر، ۲۰۰۳).

جدول ۶، نتایج آزمون خود همبستگی سریالی

مدل های پژوهش	آماره آزمون	سطح معنی داری
فرضیه (مدل) اول دوره آتی	۱,۲۷۱	۰,۲۶۱۴

با توجه به نتایج جدول شماره ۶، مشاهده می شود که سطح معناداری آزمون بیش از ۵ درصد بوده و بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی در مدل می باشد.

جدول ۷، تخمین نهایی مدل ریاضی پژوهش

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
ROA	۴,۵۷۰	۸۴۷۳	۵,۳۹	۰,۰۰۰
Capital co	-۰,۷۸۶	۱۱۹۵	-۰,۶۶	۰,۵۱۰
ROA*Capital co	-۲,۰۴۳	۹۹۲۸	-۲,۰۶	۰,۰۴۰
ROE	۱,۰۱۸	۰,۲۶۴	۳,۸۵	۰,۰۰۰
DEBT	-۲,۰۶۴	۲۱۰۲	-۰,۹۸	۰,۳۲۶
Growth Opp	-۰,۰۰۴	۰,۰۰۳	-۱,۳۱	۰,۱۸۹
Past Growth	۰,۰۳۶	۰,۰۰۲۱	۰,۰۲	۰,۹۸۷
SIZE	۰,۱۶۴	۰,۲۰۵	۰,۸۰	۰,۴۲۵
عرض از مبدا	-۵۶۰۷	۲۹۲۸	-۱,۹۱	۰,۰۵۶
ضریب تعیین تعدیل شده	۲۵ درصد			
آماره والد	۲۱۴,۹۶			
سطح معناداری والد	۰,۰۰۰			

طبق نتایج جدول ۷، متغیر عملکرد مالی دارای تاثیر مستقیم و معناداری بر متغیر وابسته می باشد. متغیر تمرکز سرمایه به تنهایی تاثیر معناداری بر متغیر وابسته ندارد اما در تعامل با عملکرد مالی تاثیر معکوس و معناداری بر متغیر وابسته دارد از این رو فرضیه اول و دوم

مورد پذیرش قرار می گیرند. از بین متغیرهای کنترلی متغیر بازده حقوق صاحبان سهام تاثیر مستقیم و معناداری بر متغیر وابسته دارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل برابر با ۲۵ درصد است که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۲۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۲۱۴,۹۶ سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. همانطور که تشریح شد، نرمال بودن متغیر وابسته منجر به نرمال شدن خطاها در مدل می گردد.

جدول ۸، نتایج آزمون تشخیص توزیع نرمال برای خطاهای باقی مانده

نام متغیر	تعداد مشاهدات	چولگی	کشیدگی	معناداری آزمون	نتیجه
جملات اخلاقی	۱۰۵۷	۵۳۷۰	۰۰۸۳۹	۰۱۸۶۱	توزیع نرمال دارد

نتایج آزمون جاکو برا نشان می دهد که خطاهای باقی مانده از توزیع نرمالی برخوردار هستند.

نتیجه گیری و ارائه پیشنهادها

این نتیجه حاصل شد که عملکرد مالی دارای تاثیر مستقیم و معناداری بر هزینه های نمایندگی می باشد که تمرکز سرمایه یا همان تمرکز مالکیت باعث کاهش هزینه های نمایندگی می شوند. که به این سهامداران بزرگ مالکان بلوکی نیز گفته می شود. منظور از مالکیت بلوکی مالکیت بخش عظیمی از سهام شرکت توسط یک یا تعداد اندکی از اشخاص حقیقی یا حقوقی می باشد. به بیان دیگر سهامداران بلوکی برون سازمانی، سرمایه گذاران بلند مدتی هستند که انگیزه و توانایی زیادی برای نظارت فعالانه مدیران دارند (کویال و کاون^{۱۰}، ۲۰۰۲). در پیش نویس آیین نامه اصول راهبری شرکت ها در بورس اوراق بهادار تهران، سهامدار عمده (بلوکی) بدین گونه تعریف شده است: «سهامدار عمده سهامداری است که به طور مستقل بتواند حداقل یک عضو هیأت مدیره و یا بیش از یک عضو هیأت مدیره را به طور مستقل منصوب کند و دارای بیشترین کنترل بر هیأت مدیره است». از آنجایی که در مجامع عادی هر سهم یک رأی داشته و هر سهامدار به تعداد سهام خود حق رأی دارد مگر در انتخاب اعضاء هیأت مدیره که هر سهم به تعداد اعضاء هیأت مدیره حق رأی به دست می آورد، بنابراین در ایران (۱) در شرکت هایی که دارای ۵ نفر عضو هیأت مدیره می باشند، سهامداری عمده محسوب می شود که مالکیت حداقل ۱۷/۶ درصد از سهام منتشر شده توسط شرکت را دارا باشد. (۲) در شرکت هایی که دارای ۶ نفر عضو هیأت مدیره می باشند، سهامداری عمده محسوب می شود که مالکیت حداقل ۱۵/۳ درصد از سهام منتشر شده توسط شرکت را دارا باشد و (۳) در شرکت هایی که دارای ۷ نفر عضو هیأت مدیره می باشند، سهامداری عمده محسوب می شود که مالکیت حداقل ۱۳/۵ درصد از سهام سهام منتشر شده توسط شرکت را دارا باشد. سهامداران بلوکی با توجه به کارکردهای نظارتی خود می توانند منجر به کاهش مشکلات نمایندگی میان مالک و مدیر می شوند چراکه با تمرکز سهام در دست یک یا تعداد اندکی از مالکان، هزینه های معاملاتی و مشکلات مربوط به جمع آوری اطلاعات پیدا کرده و با توجه به صرفه جویی ناشی از مقیاس، سهامداران بلوکی قادر خواهند بود ظرفیت های نظارتی خود را توسعه دهند. اگر چه سهامداران بلوکی اختیار فروش سرمایه گذاری های خود را دارند، ولی بزرگی اندازه سرمایه آن ها به حدی است که سهام در اختیارشان بدون تحت تاثیر قراردادن قیمت های سهام و کاهش ارزش آن قابل فروش نیست و بنابراین، آنها مجبورند که استراتژی بلند مدتی را بپذیرند و این باعث انگیزه بیشتر آنها برای نظارت فعالانه مدیر می شود. دوم این که سهامداران بلوکی برون سازمانی نسبت به سهامداران کوچک توانایی بالاتری برای ارزیابی دقیق تر و کارتر صورت های مالی دارند، چون اکثر آن ها از میان سرمایه گذاران نهادی و سازمان ها و شرکت های بزرگ هستند که امکانات بالاتری را در اختیار دارند. از سویی دیگر، زمانی که مالکیت متمرکز می شود، این مسأله توجیه پذیر به نظر می رسد که سهامداران بلوکی از حقوق کنترلی خود در جهت کسب منافع و استثمار سهامداران کوچک استفاده کنند.

پیشنهاد می شود پژوهش های آتی:

۱. موضوع پژوهش حاضر را به تفکیک هر صنعت بررسی نمایند تا نتیجه فریضه ها در سطح هر صنعت مشخص گردد.
۲. از الگوی های دیگری برای اندازه گیری هزینه های نمایندگی استفاده نمایند

منابع و مراجع

- [۱] ولی پور، هاشم؛ خرم، علی (۱۳۹۰) اثر بخشی سازوکارهای نظام راهبری شرکت به منظور کاهش هزینه های نمایندگی، مجله حسابداری مدیریت، سال چهارم، شماره هشتم، صص ۶۱-۷۵.
- [۲] محمد نمازی؛ احسان کرمانی (۱۳۸۷). تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دوره ۱۵، شماره ۱۴.
- [۳] نوروش ایرج، کرمی غلامرضا، وافی ثانی جلال (۱۳۸۸)، بررسی رابطه سازوکارهای نظام راهبری شرکت و هزینه های نمایندگی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری، دوره ۱، شماره ۱، صفحه ۴-۲۷.
- [۴] تقوی، مهدی؛ جبارزاده کنگرلوئی، سعید و خدایار یگانه، سعید (۱۳۸۹) تبیین هزینه های نمایندگی و ارزش شرکت با مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، ش ۳، صص ۱۰۳-۱۹۹.
- [۵] گرمودی لطف آبادی، بابک (۱۳۸۴) بررسی تأثیر هزینه های نمایندگی بر سیاست تقسیم سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه مدیریت بازرگانی، دانشگاه مازندران.
- [6] Acharya V.V and Bisin, A. (2009). Managerial hedging, equity ownership and firm value. *RAND Journal of Economics*, 40 (1), 47-77. Agrawal, A. and Mandelker, G. (1992). Shark Repellent and the Role of Institutional Investors in Corporate Governance. *Managerial and Decision Economics*, 13 (1), 15-22.
- [7] Al-Ghamdi, M. and Rhodes, M. (2015). Family ownership, corporate governance and performance: evidence from Saudi Arabia. *International Journal of Economics and Finance*, 7(2), 78-89.
- [8] AlJifri and Moustafa, M. (2007). The impact of corporate governance mechanisms on the performance of UAE firms: An empirical analysis. *Journal of Economic and administrative sciences*, 23 (2), 71-93.
- [9] Berle, A.A. and Means, G.C. (1932). *The Modern Corporation and private property*, Mc Millan, NY.
- [10] Bethel J.E. and Liebeskind, J. (1991). The effect of ownership structure on corporate restructuring. *Strategic Management Journal*, 14, 15-31.
- [11] Blundell R, Bond S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- [12] Jensen, M. C. (1986), Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers, *American Economics Review*, Vol. 76, pp. 323-339.
- [13] Mcconaughy, D. L., Matthews, C. H., & Fialko, A. S. (2001). Founding family controlled firms: Performance, risk and value. *Journal of Small Business Management*, 39(1), 31-49.
- [14] Tsai, H and Gu, Z, (2007), " the relationship between institutional ownership and casino firm performance", *Hospitality management* Vo1. 26, PP. 517-530.